



Gestion du résultat et seuils : les montants manipulés sont-ils marginaux ?

Olivier Vidal

► To cite this version:

Olivier Vidal. Gestion du résultat et seuils : les montants manipulés sont-ils marginaux ?. Congrès de l'Association Francophone de Comptabilité, 2008, Paris, France. pp.22. halshs-00467660

HAL Id: halshs-00467660

<https://shs.hal.science/halshs-00467660>

Submitted on 27 Mar 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

GESTION DU RÉSULTAT ET SEUILS : LES MONTANTS MANIPULÉS SONT-ILS MARGINAUX ?

Olivier Vidal,
PRAG à l'ENS Cachan
Doctorant à HEC Paris, 1, av de la Libération, 78350 Jouy en Josas FRANCE
@dresse : vidal@ecogest.ens-cachan.fr

Résumé

Les études sur les seuils réalisées jusqu'à aujourd'hui se fondent sur des démarches non paramétriques de mesure des effectifs irréguliers autour du seuil du résultat nul. Plus précisément, l'irrégularité est mesurée par différence entre un effectif observé dans un intervalle et un effectif théorique estimé localement par interpolation des intervalles adjacents. La seule hypothèse est que l'allure de la distribution est supposée lisse en absence de manipulation.

L'originalité de la recherche présentée dans ce papier est de tenter de déterminer une loi mathématique de distribution des résultats afin de mesurer les effectifs attendus (et donc les irrégularités) de manière « paramétrique ». Une telle approche permet de mieux mesurer les irrégularités autour des seuils, de mieux comparer les seuils comptables dans le temps et dans l'espace, et d'évaluer les montants manipulés. Le principal résultat empirique de cette étude est de remettre en cause le postulat de manipulation « marginale » dans le cadre de la gestion du résultat pour atteindre des seuils.

Mots clefs

Gestion du résultat, seuil comptable, loi de distribution des résultats publiés, mesure paramétrique des irrégularités de distribution, manipulation marginale du résultat, évitement des petites pertes

Abstract

Earnings management and thresholds: are the amounts significant?

Threshold studies in accounting use non-parametric methods to measure irregularities around the zero earning threshold. More precisely, the discontinuity is measured by the difference between an observed population and a theoretical population locally estimated by interpolation of adjacent intervals. The sole hypothesis is that the distribution is supposed to be smooth in the absence of earnings management. The originality of this study lies in its identification of a mathematical function for the distributions of earnings in order to measure the theoretical population in a parametric way. Such an approach allows us to better measure discontinuities around thresholds, to better compare thresholds in space and over time, and to evaluate the amounts manipulated. The principal empirical result of this study is to question the postulate of "marginal manipulation" in earnings management to avoid thresholds.

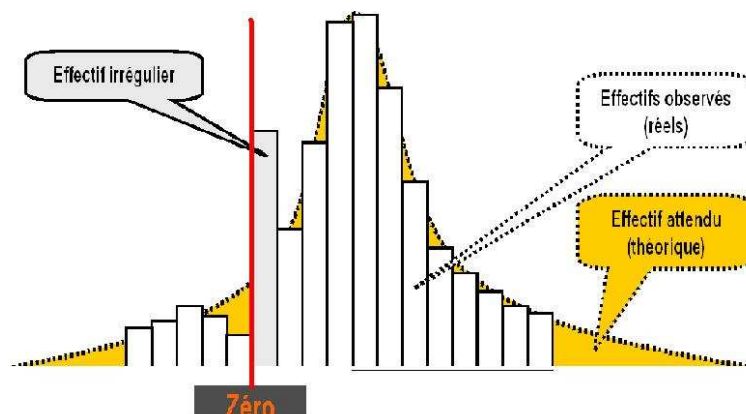
Key words

Earnings management, accounting threshold, earnings distribution function, parametric earnings distribution discontinuity measure, small losses avoidance

INTRODUCTION

Dans le cadre des études sur la gestion du résultat, les travaux sur les seuils comptables se sont développés depuis la fin des années 90. S'attendant à ce que la distribution statistique des résultats des entreprises présente une allure gaussienne, les chercheurs en comptabilité ont interprété les irrégularités de distribution des résultats comme la manifestation de comportements d'évitement de certains seuils et comme une manifestation de pratiques de gestion du résultat.

Figure 1 : Exemple d'irrégularité constatée dans la distribution des résultats publiés.



Burgstahler et Dichev (1997) ont été les premiers à étudier les irrégularités de dispersion des résultats comptables des entreprises américaines, et ont révélé l'existence de deux seuils : le seuil du résultat nul (les entreprises évitent de publier de faibles pertes) et le seuil des variations nulles (les entreprises évitent de publier de faibles diminutions de résultat). L'étude de Degeorge, Patel et Zeckhauser (1999) a permis de révéler un troisième seuil : le seuil des surprises nulles (les entreprises évitent de publier des résultats légèrement inférieurs aux prévisions des analystes). Ces travaux sont les précurseurs de la recherche actuelle sur les seuils (Vidal, 2007). Leurs auteurs ont posé les bases conceptuelles et méthodologiques du sujet.

Dans une première partie, le papier synthétise les principales limites de ces méthodologies. Pour répondre à ces limites, un nouvel instrument de mesure des irrégularités est proposé. Cet instrument est mis en œuvre dans le cadre de l'étude des entreprises françaises cotées de 1992 à 2004. Il permet d'identifier toutes les entreprises ayant manipulé leurs comptes pour éviter de publier une perte, et d'estimer le montant moyen manipulé par ces entreprises.

Les résultats de l'étude montrent que les montants manipulés peuvent porter sur des montants très importants. Autrement dit, ces entreprises ne se contentent pas d'éviter de publier des petites pertes.

1. LES ÉTUDES NON PARAMÉTRIQUES SUR LES SEUILS

Les travaux qui ont suivis les études de Burgstahler et Dichev (1997) et de Degeorge, Patel et Zeckhauser (1999) sont nombreux. Dans les revues internationales, les publications sur les distributions des résultats sont en plein développement. Un rapide tour d'horizon permet de constater deux choses : (1) la plupart des études postulent que la gestion du résultat pour atteindre un seuil est marginale, et (2) les études reposent exclusivement sur des méthodologies non paramétrique de mesure des irrégularités.

1.1. Le postulat de manipulation marginale

Parmi les études qui se sont intéressées aux seuils comptables, on distingue (1) celles qui mettent en évidence une irrégularité dans la distribution des résultats publiés par les entreprises et qui interprètent cette irrégularité comme une preuve de manipulation comptable pour éviter le seuil (Burgstahler et Dichev, 1997 ; Bisson, Dumontier et Janin, 2004 ; Burgstahler et Eames, 2003 ; Mard, 2004 ; Holland et Ramsey, 2003), (2) celles qui mesurent l'irrégularité afin d'effectuer des comparaisons dans le temps -évolution- (Brown, 2001), dans l'espace -comparaisons internationales- (Glaum, Lichtblau et Lindemann, 2004 ; Leuz, Nanda et Wysocki, 2003 ; Daske, Gebhardt et McLeay, 2003), ou entre les différents seuils -hiérarchisation- (Degeorge, Patel et Zeckhauser, 1999 ; Kasznik, 1999 ; Brown et Caylor, 2005), (3) celles qui montrent un lien entre la performance de l'entreprise et l'évitement d'un seuil (Degeorge, Patel et Zeckhauser, 1999 ; Mard, 2004), et enfin (4) celles qui identifient des moyens pour manipuler des résultats afin d'éviter un seuil (Degeorge, Patel et Zeckhauser, 1999 ; Dechow, Richardson et Tuna, 2003 ; Coppens et Peek, 2005 ; Roychowdhury, 2006).

Malgré une certaine diversité, presque toutes ces études se fondent sur un postulat : les manipulations qui permettent aux entreprises d'éviter un seuil comptable sont d'autant plus difficiles à identifier qu'elles sont de petite ampleur (manipulation marginale). Plus précisément, la littérature sur les seuils présente trois catégories d'articles :

- Les articles les plus nombreux évoquent explicitement le postulat de faible manipulation. Ces articles parlent en général de gestion des résultats pour éviter les « faibles » pertes¹ (Dechow, Richardson et Tuna, 2003 ; McNichols, 2003 ; Burgstahler et Eames, 2003 ; Leuz, Nanda et Wysocki, 2003 ; Das et Zhang, 2003 ; Beaver, McNichols et Nelson, 2006 ; Coppens et Peek, 2005). Ces articles reprennent à leur compte l'explication fournie par Burgstahler et Dichev (1997) dans leur article fondateur. Les auteurs écrivent : « we find evidence consistent with the manipulation of cash flow from operations to effectively move observations from small losses to small positive earnings ». Ces explications sont également présentes dans la littérature francophone (Mard, 2004 ; Jeanjean, 2001).
- Peu d'articles ne posent aucune hypothèse sur les montants manipulés. Ces articles parlent généralement de gestion des résultats pour éviter les pertes². C'est notamment

1 En anglais : « Earnings Manipulations to avoid small losses »

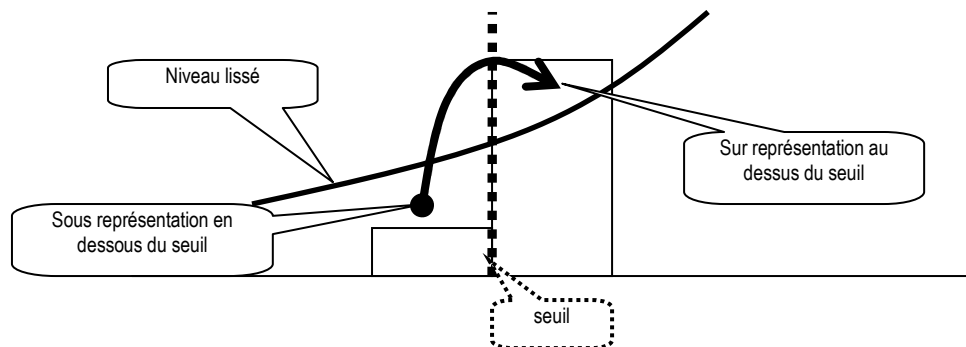
2 En anglais : « Earnings Manipulations to avoid losses »

le cas de l'article de Degeorge, Patel et Zeckhauser (Degeorge, Patel et Zeckhauser, 1999). Cet article est cependant souvent cité à tort. Ainsi, Leuz, Nanda & Wysocki (2003) écrivent : « Degeorge et al. (1999) (...) present evidence that U.S. managers use accounting discretion to avoid reporting small losses ». L'expression « small losses » ne figure pas dans l'article cité. De tels propos sont également présents dans les articles de Coppens et Peek (2005) et McNichols (2003) ainsi que des articles plus récents qui s'inspirent des précédents.

- Enfin, certains articles ne font pas explicitement référence au montant manipulé, mais postulent implicitement que la manipulation pour atteindre le résultat positif est de faible ampleur. Peuvent être notamment classés dans cette catégorie tous les articles qui se fondent sur un indicateur d'asymétrie (Glaum, Lichtblau et Lindemann, 2004 ; Leuz, Nanda et Wysocki, 2003 ; Brown et Caylor, 2005 ; Burgstahler, Hail et Leuz, 2006). En effet, ces études mesurent l'ampleur de la manipulation comptable en faisant un rapport entre l'effectif immédiatement à droite du seuil sur l'effectif immédiatement à gauche du seuil. Autrement dit, elles assimilent la sous représentation à gauche et la sur représentation à droite à l'expression du même phénomène. C'est donc un postulat implicite de manipulation de faible ampleur du résultat.

En conclusion, à l'exception notable de quelques rares auteurs, la littérature comptable tend à postuler que la gestion du résultat pour éviter les pertes, et de manière plus générale la gestion du résultat pour atteindre des seuils, s'effectue sur de petits montants. C'est le postulat de « manipulation marginale » pour atteindre des seuils.

Figure 2 : La présomption de manipulation marginale (évitement des petites pertes).

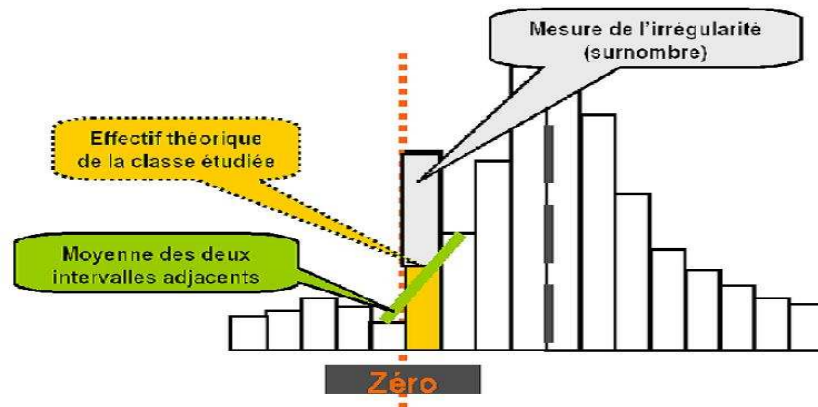


1.2. Les limites méthodologiques des mesures non paramétriques

Chaque année, et quelle que soit la population étudiée, les irrégularités observées autour du résultat nul sont toujours suffisamment importantes pour qu'elles soient jugées significatives, et ce, quelle que soit la méthode utilisée pour mesurer l'irrégularité. Ceci étant dit, lorsque l'objet de l'étude est d'effectuer des comparaisons, l'instrument de mesure devient important puisque une mesure non fiable va fausser les comparaisons.

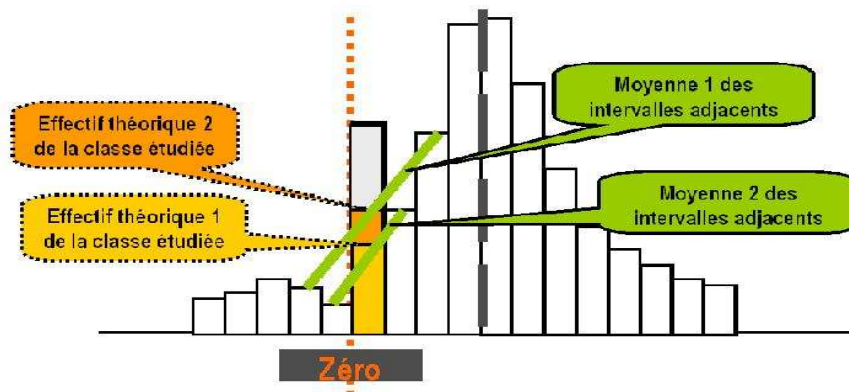
Les études sur les seuils utilisent plusieurs méthodes de mesure des irrégularités (symétrie, moyenne, interpolation, extrapolation). Toutes ces méthodes ont en commun le fait d'utiliser des mesures non paramétriques des irrégularités. Une mesure non paramétrique d'une irrégularité de distribution est une mesure qui est effectuée sans faire référence à une loi mathématique de distribution des résultats. L'estimation de l'effectif d'un intervalle est effectuée localement, par comparaison avec les effectifs des intervalles adjacents. La seule hypothèse retenue par les chercheurs est que l'allure de la distribution est supposée lisse en absence de manipulation.

Figure 3 : Mesure non paramétrique de l'irrégularité (moyenne des intervalles adjacents)



Pour être effectuées, ces mesures nécessitent de déterminer une largeur d'intervalle³ fixe. Or l'observation des distributions des résultats annuels publiés permet de constater que chaque année, les effectifs irréguliers ne se situent pas toujours exactement sur les mêmes intervalles. Autrement dit, les mesures obtenues sont très sensibles au choix de cette largeur. Dans certains cas, modifier la largeur de l'intervalle peut conduire à inverser les résultats de l'étude comme le montrent Glaum, Lichtblau et Lindemann (Glaum, Lichtblau et Lindemann, 2004). Les recherches se limitent donc à des largeurs faibles⁴, mettant en évidence l'irrégularité à la proximité immédiate du seuil.

Figure 4 : Sensibilité des mesures non paramétriques à la largeur de l'intervalle.



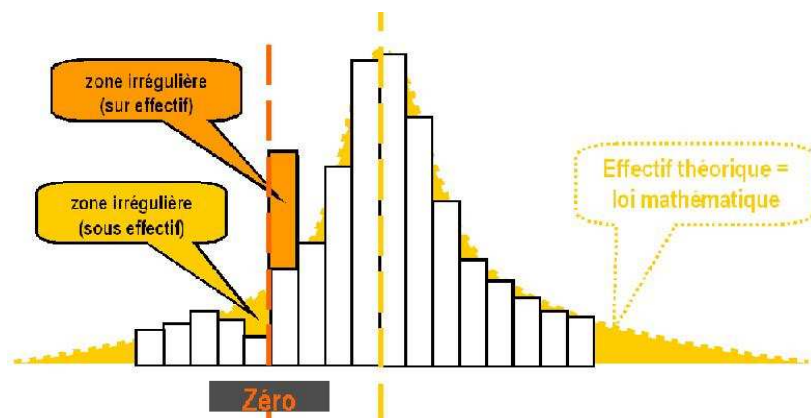
3 On parle aussi de « pas », de « classe d'observation » ou de « classe d'effectifs ». En anglais, les articles utilisent les expressions « interval width », « bin width » ou « interval range ».

4 0,005 en général.

Puisque l'irrégularité annuelle ne se manifeste pas nécessairement sur la même largeur d'intervalle chaque année, fixer une largeur interdit de maximiser la mesure de l'irrégularité. Par exemple, si une année l'irrégularité maximale est observée sur l'intervalle de largeur 0,005 (soit un résultat de l'ordre de 0,5% du total actif), l'irrégularité maximale l'année suivante peut être observée sur une largeur de 0,2. Il en découle qu'il est impossible, à l'aide d'une méthode non paramétrique, d'identifier toutes les entreprises en sur nombre au dessus du seuil, ou en sous effectif en dessous du seuil. Pour estimer le nombre total des entreprises publiant irrégulièrement un résultat faiblement positif, il faut mesurer les irrégularités en élargissant l'intervalle jusqu'à l'obtention d'une mesure maximale. Seule une mesure paramétrique, c'est-à-dire utilisant une loi mathématique de la distribution théorique des résultats, permet de réaliser cette estimation puisque la loi mathématique est définie quelle que soit la largeur de l'intervalle étudié.

Pour la même raison, comme l'écrit Mard (2004) citant Chalayer-Rouchon, Degeorge et Le Nadant (2001), la méthodologie par les seuils « ne permet pas d'apprécier l'ampleur de la gestion des résultats, mais seulement de tester la présence ou non d'un comportement de gestion des résultats ».

Figure 5 : Mesure paramétrique de l'irrégularité (loi mathématique de distribution)



Ces limites conduisent donc à proposer un nouvel instrument de mesure des irrégularités de distribution. Fondé sur une démarche paramétrique, cet instrument permet de s'affranchir des principales contraintes méthodologiques et permet d'estimer les montants moyens manipulés par les entreprises qui évitent de publier de faibles pertes. Cet instrument permet de tester le postulat généralement admis de manipulation marginale des résultats pour atteindre le seuil du résultat nul.

2. UNE DÉMARCHE PARAMÉTRIQUE POUR ESTIMER LES MONTANTS MANIPULÉS

2.1. D'une distribution empirique à une loi mathématique

La démarche proposée repose sur l'identification d'une loi mathématique de la distribution théorique des résultats publiés par les entreprises. Or cette loi n'a encore jamais été identifiée⁵. Cette deuxième partie présente la démarche suivie pour estimer la loi.

2.1.1. Hypothèses

Chaque année, l'environnement et la conjoncture économique peuvent influencer les performances des entreprises. Les paramètres de la distribution annuelle (moyenne, écart type) peuvent donc être différents d'une année sur l'autre (la performance moyenne peut être moins élevée en période de crise, les résultats plus étalés selon le contexte...). Mais déterminer une loi de distribution des résultats repose sur le postulat que cette loi (l'allure de la courbe) est toujours la même. Elle est considérée comme étant une donnée économique, identique quelle que soit l'année ou le pays étudié, aux paramètres près (moyenne et écart type varient en fonction de la conjoncture). Chaque année, la distribution des résultats est considérée comme étant un tirage indépendant. La loi recherchée est donc la loi de distribution annuelle, et non pas la loi des distributions agrégées.

Par ailleurs, il est important de souligner que la loi recherchée est la loi de distribution théorique des résultats attendus, c'est-à-dire la loi de distribution des résultats réels (non manipulés) des entreprises. La loi théorique peut être différente de la distribution empirique puisque les résultats publiés sont considérés comme potentiellement manipulés.

2.1.2. Nature de la loi de distribution

Certains auteurs évoquent explicitement la loi Normale (ou une allure Gaussienne) pour décrire la distribution empirique des résultats (agrégés sur plusieurs années ou non) publiés par les entreprises (Mard, 2004 ; Jeanjean, 1999). La plupart des études ne se risquent cependant pas à proposer de manière explicite une loi de distribution des résultats, mais plusieurs études se fondent sur ce présupposé de manière implicite. C'est le cas notamment de Burgstahler et Dichev (1997) qui mesurent les irrégularités par symétrie. Mesurer les irrégularités par symétrie implique une hypothèse sur un au moins des paramètres de la loi de distribution.

⁵ Un papier récent, et non encore publié (Chen, Lin, Wang et Wu, 2005), propose d'ajuster les distributions par une loi bi-normale sans justifier le choix de cette fonction.

Cependant, à l'exception du papier de Chen, Lin, Wang et Wu (2005), la plupart des auteurs ne font aucune hypothèse sur l'allure générale de la distribution. En effet, personne ne connaît la loi théorique de distribution des résultats, et la seule observation graphique des distributions conduit à constater que la loi Normale n'est pas un bon ajusteur. Burgstahler et Dichev (1997) eux-mêmes soulignent que la distribution agrégée des résultats (75 999 observations annuelles sur des sociétés américaines de 1976 à 1994) est dissymétrique et leptokurtique (plus « pointues » qu'une loi Normale). Ce constat peut être observé sur les distributions annuelles.

La loi des grands nombres nous enseigne que la loi de distribution d'un grand nombre de tirages suivant la même loi tend vers une distribution Normale. Dans notre étude, cela signifie que la loi de distribution des résultats agrégés sur un très grand nombre d'années (plusieurs centaines) doit tendre vers une distribution Normale. Cependant, aucune étude ne peut être menée sur une période suffisamment longue pour remplir cette condition. La loi Normale ne peut être retenue a priori comme une bonne estimation de la loi de distribution.

L'hypothèse de Normalité de la distribution étant rejetée, comment faire pour déterminer la loi de distribution des résultats non manipulés alors que l'observateur ne dispose que des distributions empiriques, donc potentiellement manipulés ? L'observation graphique (visuelle) des distributions met en évidence des similitudes dans leur allure générale, quels que soient l'année ou le pays retenu. Cette courbe semble toujours plus pointue qu'une loi normale, et est dissymétrique. Intuitivement, il semble intéressant de tenter d'exploiter ces distributions de résultats publiés (donc potentiellement manipulés) afin d'en déduire une approximation de la loi de distribution théorique des résultats (non manipulés). L'intuition se fonde sur l'idée qu'un nombre suffisamment grand d'observations d'une part, associé à un traitement mathématique adéquat d'autre part, permet de surmonter ce problème.

Mathématiquement, la démarche qui consiste à découvrir une loi de distribution théorique à partir d'une distribution empirique s'appelle un « ajustement ». De nombreux logiciels permettent d'effectuer de tels ajustements. Ils possèdent chacun un catalogue de lois. Ils mesurent pour chaque loi un indicateur de qualité de l'ajustement. Ces indicateurs sont en général au nombre de trois : la distance du χ^2 , la distance de Kolmogorov-Smirnov, et la distance de Anderson-Darling. Plus la distance mesurée est faible, et plus la fonction mathématique est capable de traduire fidèlement la distribution. Un classement des lois est effectué, et il est possible d'en déduire la loi théorique (parmi les lois présentes dans le catalogue) permettant le meilleur ajustement de la distribution empirique.

Pour parvenir à ajuster une loi théorique à partir d'une loi empirique potentiellement irrégulière, il faut (1) identifier les sources d'irrégularités potentielles, puis (2) traiter ces « zones inquiétantes ». Aucune hypothèse a priori n'est posée concernant l'allure de la distribution des résultats. L'étude ne considère pas comme irrégulières la concentration ou la dissymétrie. Le principe de prudence comptable, l'inertie des performances économiques, le mimétisme des entreprises, l'abandon des activités peu performantes peuvent justifier des phénomènes. Par contre, aucune justification ne peut être apportée aux discontinuités⁶.

6 Appelées aussi « ruptures » ou « pics ».

Suivant Burgstahler et Dichev (1997) et Degeorge, Patel et Zeckhauser (1999), la courbe devrait être lisse⁷ en absence de manipulation comptable.

La discontinuité autour du résultat nul étant la seule manifestation des pratiques de manipulation, la question est alors de savoir comment neutraliser cette zone inquiétante avant de procéder à un ajustement mathématique.

L'originalité de la démarche proposée dans cette étude consiste à utiliser une propriété comptable : sur le long terme, les manipulations comptables tendent mécaniquement à s'annuler. Une manipulation à la hausse une année doit inévitablement être compensée par une manipulation à la baisse dans les années ultérieures. Autrement dit, si les distributions empiriques sont manipulées, sur une longue période, l'agrégation des distributions doit conduire à compenser ces manipulations et estomper les irrégularités de distribution. Autrement dit, la longueur de la période d'étude, sans être suffisamment longue pour justifier l'utilisation d'une loi Normale, peut justifier la mise en œuvre d'une procédure d'ajustement empirique de la distribution agrégée.

Cependant, ce raisonnement doit être conduit toutes choses égales par ailleurs, sans tenir compte de l'influence de l'environnement sur les performances économiques. Autrement dit, pour agréger les distributions de résultat, il est indispensable d'annuler l'impact de la conjoncture en centrant et réduisant les distributions.

2.1.3. Agrégation des distributions :

Il est impossible de faire l'agrégation des distributions brutes, contrairement à ce qui a été fait jusqu'alors dans la littérature sur les seuils. L'étude qui utilise des données longitudinales se fonde sur plusieurs tirages de la même loi de distribution. Chaque distribution annuelle est tout d'abord centrée et réduite. Ensuite, ces distributions centrées et réduites sont agrégées. Cette distribution agrégée permet alors de tracer une allure de la distribution indépendamment des paramètres annuels. C'est cette distribution qui est ensuite ajustée avec le logiciel Best Fit.

Pour centrer les distributions, trois points sont envisageables : le mode, la moyenne ou la médiane. Les distributions étant parfois multimodales (notamment à cause de l'irrégularité au niveau du résultat nul) le mode ne peut être retenu. La moyenne et la médiane sont généralement assez proches, mais certaines années, l'écart entre ces deux points est important. Il apparaît que la moyenne est beaucoup plus sensible aux valeurs extrêmes, et se confond parfois avec le seuil du résultat nul. La médiane est plus stable et plus proche du sommet des distributions. Le centrage est donc fait sur la médiane annuelle. La réduction est faite sans difficulté par l'écart type annuel.

⁷ « Smooth » en anglais.

L'étude de l'agrégation des distributions centrées-réduites a donc deux avantages : (1) en permettant d'agréger les données de plusieurs années, elle maximise le nombre d'observations et augmente la qualité des traitements statistiques, et (2) en lissant les irrégularités autour du résultat nul, elle permet un traitement de la zone inquiétante. Ce deuxième point est développé dans le paragraphe suivant.

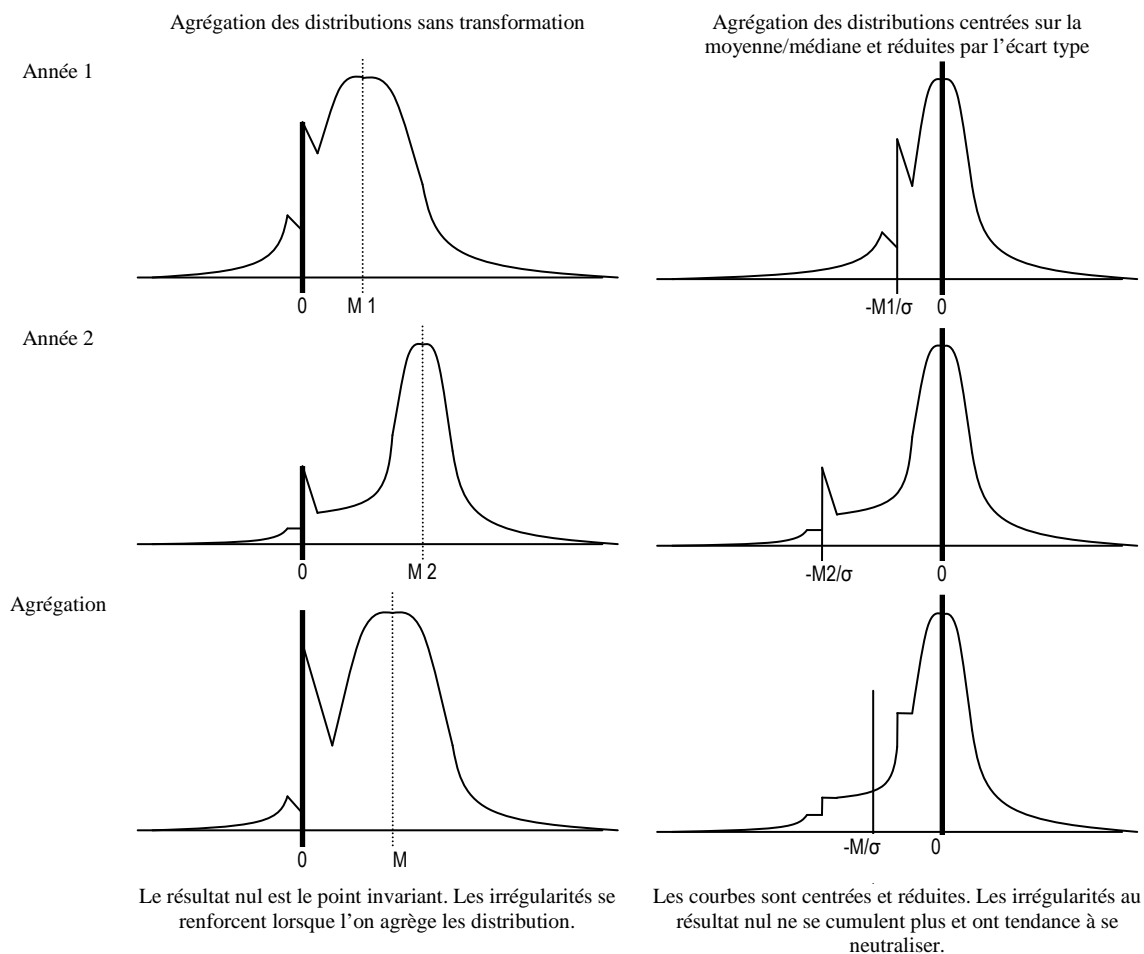
2.1.4. Traitement de la zone inquiétante :

Pour ajuster une loi mathématique à partir d'une distribution empirique dont une zone est présumée irrégulière, il faut en théorie supprimer cette zone et la remplacer par exemple par des valeurs extrapolées à partir du reste de la distribution. Chaque distribution annuelle constitue un tirage indépendant. L'irrégularité autour du résultat nul apparaît sur chacune d'entre elles. Mais lorsque l'on s'intéresse à la distribution agrégée de plusieurs distributions, l'irrégularité autour du résultat nul n'apparaît que si l'agrégation se fait sur les distributions brutes⁸, c'est-à-dire non centrées et réduites. En effet, dans ce cas, le point invariant des distributions étant le résultat nul, les irrégularités en ce point se cumulent.

Sur le graphe ci-dessous (fig.6), la première colonne illustre de manière schématique l'agrégation de deux distributions brutes. Les moyennes M_1 et M_2 sont différentes. La distribution agrégée est donc centrée sur une moyenne $M = (M_1 + M_2)/2$. Les irrégularités autour du résultat nul se cumulent car le point zéro est le point invariant des distributions. La deuxième colonne illustre schématiquement l'agrégation de distributions centrées réduites. Les deux distributions sont donc centrées sur la moyenne = zéro, et les irrégularités sont respectivement observables à deux endroits différents ($-M_1/\sigma_1$ et $-M_2/\sigma_2$). La distribution agrégée ne cumule donc pas les irrégularités sur le même point, mais les décale l'une par rapport à l'autre. Elles tendent donc à s'estomper.

⁸ Les données dites « brutes » correspondent aux résultats mis à l'échelle par un indicateur de taille (Total actif) mais non centrés-réduits. Il ne faut pas confondre la « réduction » (ou mise à l'échelle) par un indicateur de taille, de la réduction par l'écart type. Ces deux réductions sont faites successivement.

Figure 6 : Atténuation des irrégularités en agrégeant des distributions annuelles centrées-réduites.



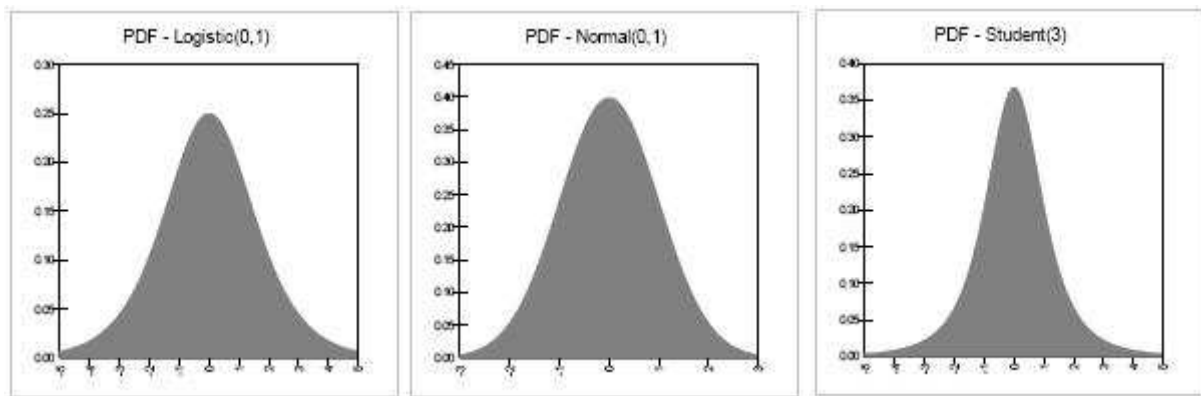
Ce phénomène laisse penser que la suppression de la zone inquiétante n'est pas nécessaire pour ajuster la loi de distribution. L'ajustement de la distribution empirique (des résultats potentiellement manipulés) sur plusieurs années, après centrage et réduction permet d'établir une approximation raisonnablement fiable de la loi de distribution théorique des résultats (non manipulés).

2.2. Ajustement de la loi

L'observation montre que les distributions se caractérisent par une dissymétrie et une forte concentration (on parle de courbe leptokurtique : dont l'allure est plus pointue que la loi Normale). Elles se caractérisent également par une non monotonie (la pente est ascendante jusqu'au sommet, puis elle devient descendante). Enfin, elles sont non bornées.

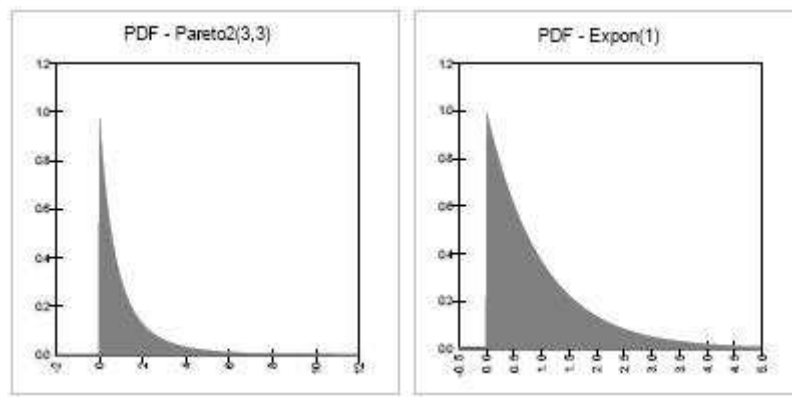
Parmi les lois testées, les lois symétriques (loi Normale, loi Logistique, loi de Laplace, loi de Student) peuvent être plus ou moins « pointues ». Mais la dissymétrie des distributions empiriques conduit à ne pas retenir ces lois.

Figure 7 : Exemples de lois symétriques.



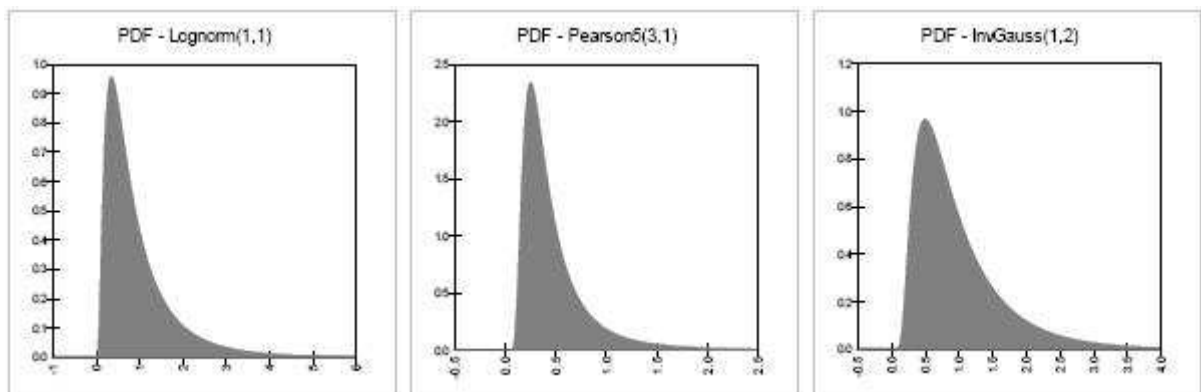
Les lois monotones (loi Exponentielle, loi Pareto2) ne peuvent a priori prétendre ajuster la distribution dans son ensemble puisqu'elles ne sont définies que sur $[0 ; +\infty[$.

Figure 8 : Exemples de lois monotones.



Enfin, des lois non monotones et leptokurtiques existent (loi Béta, Chi2, Erlang, Gamma, Inverse Gaussienne, LogLogistique, Lognormale, Pearson, Rayleigh, Triangulaire, Weibull), mais elles sont bornées. Par ailleurs, la phase ascendante est généralement très « brutale » et ne s'ajuste pas bien aux distributions de résultats.

Figure 9 : Exemples de lois non symétriques et leptokurtiques.



Aucune loi ne permet donc a priori de répondre à toutes nos exigences. Pour faire face à cette contrainte, l'ajustement est réalisé sur des distributions partielles. La distribution est scindée

en deux en son sommet, donnant alors naissance à deux sous-distributions monotones. Chaque sous-distribution peut alors être ajustée par une loi monotone. Comme chaque année, la médiane (qui sert à centrer les distributions) est positive, le seuil étudié (résultat nul) se situe toujours sur la partie gauche de la distribution. Seule la partie gauche de la distribution sert aux mesures. L'ajustement de la partie droite de la distribution est cependant réalisé pour confirmer l'allure de la distribution. C'est un facteur de robustesse de la méthode.

Dans l'étude empirique, l'ajustement de la distribution générale et l'ajustement des demi-distributions ont été menés. Les ajustements partiels fournissent de meilleurs résultats. Ce sont les seuls qui sont décrits dans la troisième partie.

3. MISE EN OEUVRE DANS LE CONTEXTE DES ENTREPRISES FRANÇAISES COTÉES

Cette partie présente la démarche empirique suivie pour estimer la loi de distribution des résultats publiés. C'est à partir de cet ajustement que les mesures d'irrégularité sont effectuées. Elles permettent de tester l'hypothèse sur les montants manipulés.

3.1. Détermination empirique de la loi de distribution

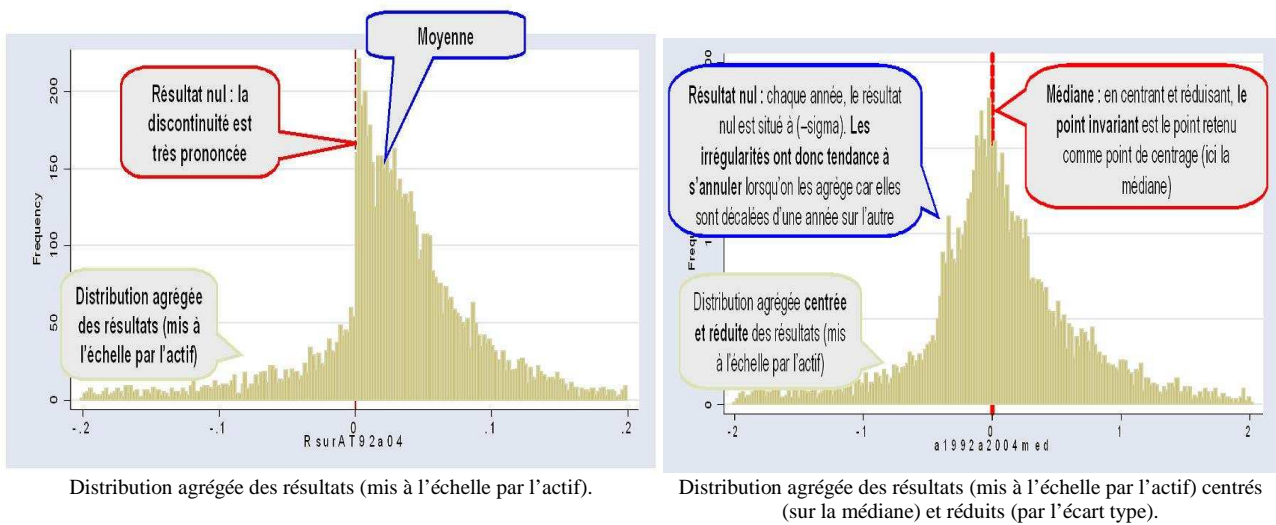
L'étude est mise en œuvre auprès d'une population de 1 009 sociétés françaises cotées sur 13 ans, de 1992 à 2004 (soit 8 072 données en tenant compte des entrées et des sorties de cote durant la période). Les données sont tirées de la base Global Vantage. La variable étudiée est le résultat net (IB dans la base Global) mis à l'échelle par un indicateur de taille : Actif total diminué du résultat (AT-IB).

3.1.1. Construction de la distribution théorique

La figure 10 ci-dessous représente les distributions agrégées des résultats de notre population sur les 13 années. Dans le premier cas (cadre de gauche), l'agrégation porte sur les résultats bruts et l'irrégularité autour du résultat nul est, comme prévu, extrêmement prononcée.

Dans le second cas (cadre de droite), la distribution agrégée est construite à partir des distributions annuelles centrées et réduites. Bien que cette distribution soit construite à partir de l'agrégation des résultats publiés, donc potentiellement manipulés, il apparaît que les zones inquiétantes se superposent chaque année de manière décalées les unes par rapport aux autres puisque le résultat nul, après centrage et réduction par une moyenne et un écart type différent chaque année, n'est plus le point invariant de la distribution. Autrement dit, comme prévu, en augmentant le nombre d'années d'observations, la zone inquiétante tend à s'estomper. C'est cette seconde distribution agrégée qui sert de base à l'ajustement de la loi mathématique.

Figure 10 : Agrégation des distributions annuelles des résultats des entreprises françaises (1992 à 2004).



3.1.2. Ajustement de la distribution par une loi mathématique

Les meilleurs⁹ ajustements sont réalisés à l'aide du logiciel Best Fit sur les demi-distributions ; partie ascendante d'une part, et partie descendante d'autre part¹⁰. La même loi (Pareto2) est proposée par le logiciel pour ajuster les deux demi distributions (partie droite comme partie gauche)¹¹.

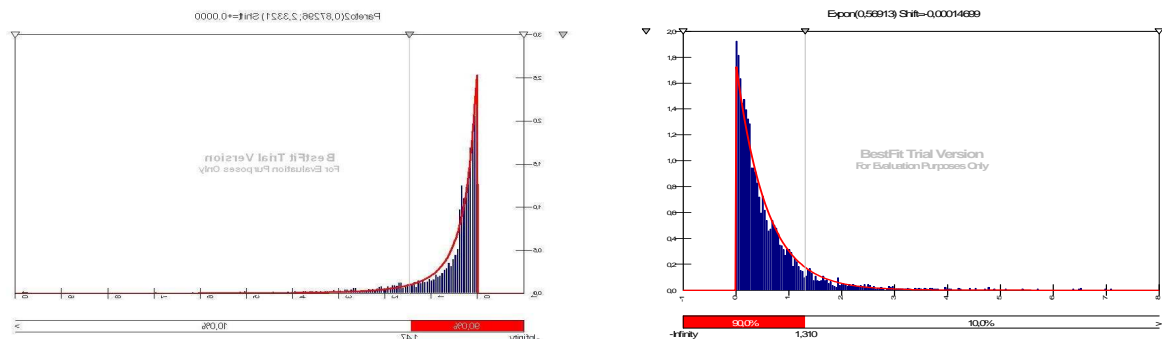


Figure 11 : Ajustement des deux demi-distributions. Les effectifs observés sont représentés par des rectangles bleus. La courbe rouge représente la loi mathématique ajustée. À gauche l'ajustement est réalisé sur des valeurs positives, mais le graphe est inversé pour en faciliter la lecture.

En conclusion, les ajustements des distributions empiriques centrées réduites et agrégées sur 13 années nous conduisent à penser que la demi distribution des résultats annuels publiés par les entreprises françaises peut, en absence de manipulation, être ajustée par une loi Pareto2.

⁹ Les distances du Chi², de Kolmogorov-Smirnov, et de Anderson-Darling sont les plus faibles.

¹⁰ La distribution étant centrée sur la médiane, les deux demi-distributions comprennent donc exactement le même nombre d'effectifs.

¹¹ La loi Pareto2 n'étant définie que pour des valeurs positives, la partie négative (partie gauche de la courbe) de la distribution a été transposée (en multipliant les valeurs par -1) avant d'être ajustée.

3.1.3. Contrôle auprès de populations européennes :

Pour conforter l'étude, le même ajustement a été réalisé sur un échantillon de près de 1000 sociétés cotées allemandes (soit 6879 observations issues de la base Global Vantage) et près de 2000 sociétés cotées britanniques (soit 14 028 observations issues de la base Global Vantage) sur une période proche (de 1995 à 2004). La même loi fournit le meilleur ajustement. Ce résultat conforte le postulat que la distribution des résultats publiés par les entreprises suit une loi économique, et que seuls les paramètres annuels de ces distributions fluctuent d'une année sur l'autre, ou d'un pays à l'autre. Ce résultat est un facteur de robustesse de la démarche proposée. Il ouvre également de nombreuses perspectives de recherches internationales et comparatives.

3.2. Estimation des montants manipulés

L'intérêt d'adopter une démarche paramétrique de mesure des irrégularités est qu'il devient possible de mesurer une irrégularité en faisant varier la largeur de l'intervalle¹². Des mesures sont ainsi réalisables même sur de grandes largeurs. Autrement dit, il devient possible de mesurer, non plus uniquement la « hauteur » de l'irrégularité, mais également sa « largeur » et d'en déduire les montants moyens manipulés.

La démarche paramétrique permet alors de mesurer deux nouvelles dimensions qui n'apparaissaient pas jusqu'alors dans les études utilisant des démarches non paramétriques: (1) le nombre total d'entreprises ayant manipulé le résultat pour publier un faible bénéfice, et (2) le montant moyen manipulé pour éviter de publier une petite perte.

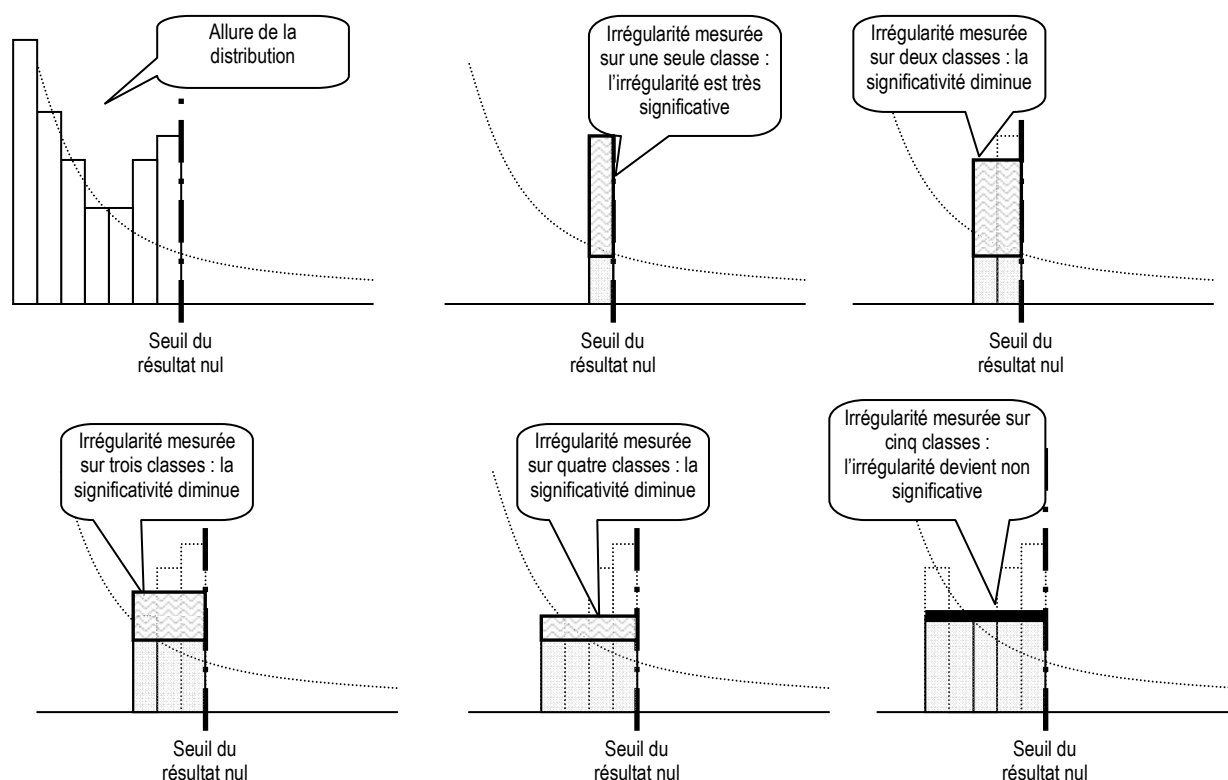
3.2.1. Détermination du nombre d'entreprises manipulatrices

La détermination du nombre total de sociétés manipulatrices est réalisée en deux temps. Dans un premier temps, une « largeur » maximale de l'irrégularité est mesurée. Ainsi, chaque année, l'irrégularité est mesurée pour une largeur de classe minimale de 0,005. Lorsque les classes sont plus étroites, des phénomènes aberrants peuvent être constatés (classe vide ou presque vide). Puis la largeur est augmentée. La largeur maximale de l'irrégularité est atteinte lorsque l'irrégularité devient inférieure ou égale à un seuil minimum déterminé, exprimé en % de l'effectif attendu. L'irrégularité n'est alors plus significative. Le seuil retenu dans l'étude est de 40%¹³.

¹² L'intérêt de la démarche doit être mis en relation avec les mesures effectuées jusqu'alors dans la littérature. L'estimation par une loi Pareto2 proposée permet de répondre au vagabondage méthodologique qui conduit les auteurs à estimer les effectifs théoriques soit par symétrie, soit par inter(extra)polation locale (généralement linéaires, parfois exponentielles, rarement logarithmiques) réalisées sur des largeurs d'intervalle ad'hoc.

¹³ L'effectif observé est alors supérieur ou égal à 140% de l'effectif théorique. Les mêmes mesures ont été effectuées en diminuant le seuil de significativité à 30% Les conclusions sont identiques.

Figure 12 : Significativité et largeur de l'irrégularité.



Dans un second temps, l'irrégularité (« hauteur ») maximale atteinte sur cette largeur est identifiée. Cette irrégularité maximale correspond au plus grand nombre identifiable de sociétés manipulatrices. À titre d'exemple, le tableau des irrégularités mesurées pour la seule année 1992 est reproduit ci-dessous.

Tableau 1 : Irrégularités à droite du résultat nul mesurées en fonction de la largeur de l'intervalle pour l'année 1992 chez les entreprises françaises cotées.

Bornes	Distrib. du Résultat	De... À ...	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	Distrib. Ajustée	Soit de à	0,001	0,005	0,006	0,007	0,008	0,01	0,011	0,012	0,013	0,014	0,015
			0,34277	0,26934	0,25099	0,23263	0,21427	0,17756	0,15920	0,14084	0,12249	0,10413	0,08577
			0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113
		INPUT	7	32	38	44	46	50	52	56	58	66	67
		FIT	2,54	13,86	17,01	20,3	23,74	31,11	35,05	39,18	43,5	48,03	52,78
		Écart (irreg absolue)	4,46	18,14	20,99	23,7	22,26	18,89	16,95	16,82	14,5	17,97	14,22
		Écart (irreg relative par rapport à l'effectif attendu)	176%	131%	123%	117%	94%	61%	48%	43%	33%	37%	27%
Le nombre maximum d'entreprises irrégulières est de 23,7											L'irrégularité est inférieure au seuil de 40% au-delà d'une largeur de 0,013		

En 1992, l'irrégularité à droite du seuil « résultat nul » est supérieure à 40% jusqu'à une largeur maximale de 0,012. Le résultat s'élève alors à presque 1,2% de l'actif total¹⁴. Sur cet intervalle, la distribution théorique prévoit 39,18 entreprises, alors que la distribution réelle en présente 56. Autrement dit, 16,8 entreprises sont en surnombre, soit 5,77% du total des 291 entreprises présentes dans la population en 1992. La hauteur maximale est atteinte pour une

¹⁴ Plus précisément, puisque nous étudions la distribution de la variable Résultat mise à l'échelle par (Actif Total – Résultat), si $R/(A-R)=0,12$ alors $R=(0,12/1,012) \times A$ soit $R=0,1186 \times A$.

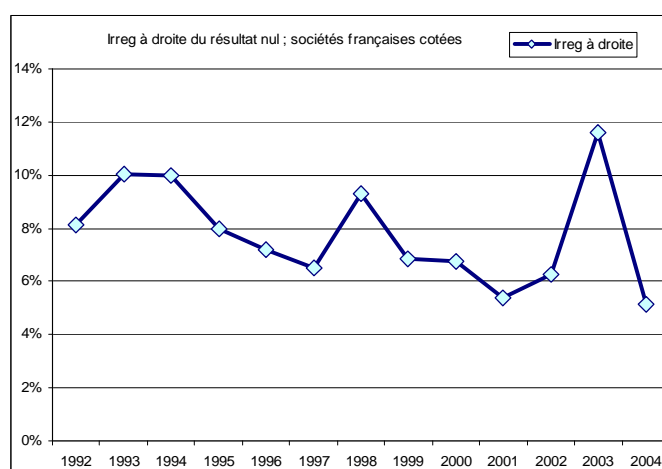
largeur de 0,007 avec un surnombre de 23,7 entreprises, soit $23,7 / 291 = 8,14\%$ de l'échantillon. Elle constitue « l'irrégularité maximum » à droite du seuil.

Les mêmes calculs ont été réalisés chaque année. Les résultats sont les suivants :

Tableau 2 : Nombre total de sociétés françaises cotées irrégulièrement bénéficiaires de 1992 à 2004.

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Largeur correspondante	0,007	0,007	0,013	0,013	0,014	0,013	0,020	0,023	0,013	0,012	0,010	$\geq 0,018$	0,017
Nombre d'entreprises max	23.7	29.65	37.51	33.62	44.31	45.69	70	54.45	53.4	39.41	43.45	≥ 76.26	31.35
Population annuelle	291	296	376	422	616	702	753	797	791	734	693	657	609
Surnombre relatif (par rapport à la pop. annuelle)	8.14%	10.02%	9.98%	7.97%	7.19%	6.51%	9.30%	6.83%	6.75%	5.37%	6.27%	11.61%	5.15%

Figure 13 : Nombre total de sociétés françaises cotées irrégulièrement bénéficiaires de 1992 à 2004.



L'année 2003 est une année atypique. Le seuil est relativement proche du sommet de la distribution, ce qui interdit d'effectuer des mesures de l'irrégularité avec une largeur supérieure à 0,018 et ce qui influence la qualité de l'ajustement de la loi de distribution cette année là. La mesure effectuée en 2003 doit donc être relativisée. Deux constats s'imposent :

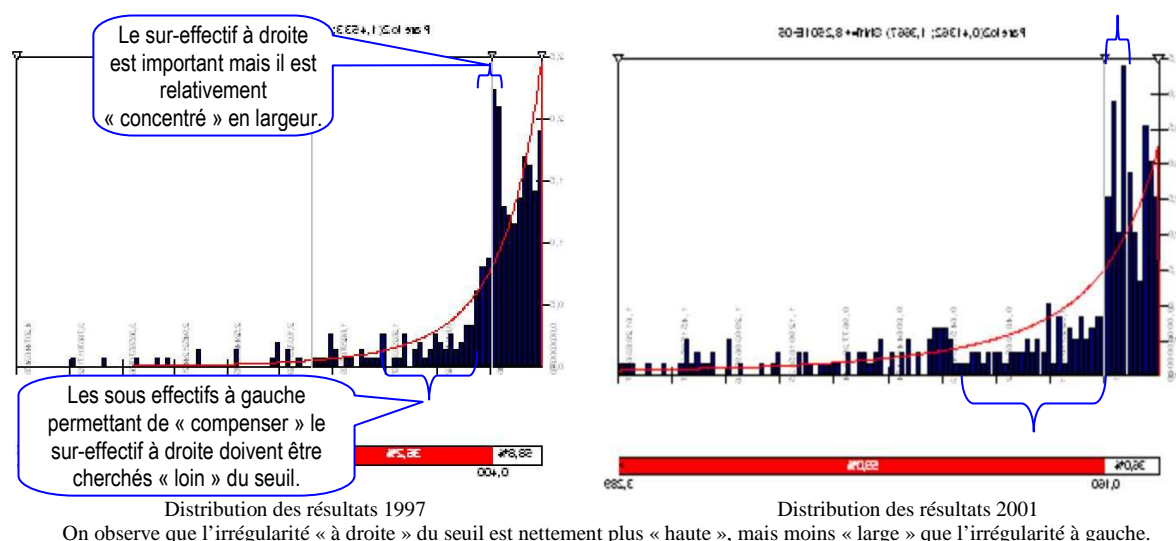
- (1) L'irrégularité à droite du seuil est toujours positive, confirmant l'existence de manipulations comptables par certaines sociétés pour publier de faibles bénéfices.
- (2) Le nombre de sociétés publiant irrégulièrement un résultat faiblement positif est compris chaque année entre 5 et 10% de la population. Cette proportion, relativement stable dans le temps, tend cependant à diminuer au cours de la période étudiée.

3.2.2. Remise en cause de la présomption de manipulation marginale

À la question : « d'où viennent les sociétés manipulatrices qui publient des petits bénéfices ? », la réponse généralement présumée est que ce sont celles qui auraient publié de petites pertes sans manipulation. Cette présomption de manipulation marginale (le montant du résultat géré pour éviter d'être en dessous du seuil serait généralement faible) est visuellement discutable (voir figure 14). L'irrégularité à droite du résultat nul semble (presque) toujours

plus « haute » et moins « large » que l'irrégularité à gauche. Mais jusqu'alors, les méthodes non paramétriques de mesure des irrégularités ne permettaient pas de tester cette hypothèse.

Figure 14 : exemples de demi distribution des résultats annuels (1997 et 2001).



On observe que l'irrégularité « à droite » du seuil est nettement plus « haute », mais moins « large » que l'irrégularité à gauche.

Pour évaluer les montants manipulés par les entreprises déficitaires qui manipulent leur résultat pour publier un résultat faiblement bénéficiaire, l'irrégularité à gauche du seuil est mesurée en élargissant la classe d'observation, jusqu'à ce que le nombre d'entreprises manquantes soit égal au surnombre trouvé à droite. La largeur alors obtenue permet d'estimer le montant maximal manipulé par les entreprises ayant évité de publier un résultat inférieur au seuil. Ces mesures sont effectuées chaque année de 1992 à 2004 dans le cadre de l'échantillon de sociétés françaises cotées.

À titre d'exemple, le tableau des irrégularités mesurées pour la seule année 1992 est reproduit ci-dessous.

Tableau 3 : Irrégularités à gauche du résultat nul mesurées en fonction de la largeur de l'intervalle pour l'année 1992 chez les sociétés françaises cotées.

Bornes	Distribution du résultat	De À	-0,005	-0,01	-0,015	-0,02	-0,025	-0,03	-0,04	-0,05	-0,06	-0,07	-0,1
	Distribution ajustée	Soit de À	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113	0,36113
		INPUT	0,45292	0,54470	0,63649	0,72828	0,82006	0,91185	1,09542	1,27899	1,46257	1,64614	2,19686
		FIT	14	19	27	34	35	39	43	47	50	51	53
			11,19	20,28	27,71	33,82	38,87	43,07	49,51	54,08	57,37	59,78	63,92
		Écart (irreg. absolue)	2,81	-1,28	-0,71	0,18	-3,87	-4,07	-6,51	-7,08	-7,37	-8,78	-10,92
		Écart (irreg. relative par rapport à l'effectif attendu)	25%	-6%	-3%	1%	-10%	-9%	-13%	-13%	-13%	-15%	-17%

En 1992, conformément aux études réalisées jusqu'alors, le nombre de sociétés publiant une petite perte est toujours inférieur au nombre attendu. Autrement dit, l'irrégularité est négative (il « manque » des sociétés déficitaires). Elle ne dépasse cependant jamais¹⁵ -17%, et demeure donc très en deçà du seuil (-40%) retenu dans l'étude. Le nombre d'entreprises « manquantes » maximal est de 10,92, et demeure très en deçà de l'irrégularité mesurée cette

¹⁵ Les mesures n'ont pas été menées sur des largeurs supérieures à 0,1 (soit un résultat supérieur à 10% du total actif).

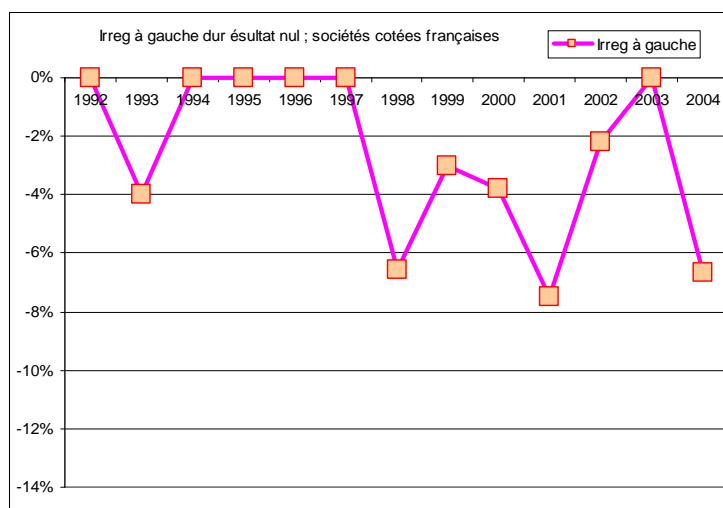
année là à droite du seuil (23,7). Autrement dit, la présomption de manipulation marginale du résultat permettant à des entreprises qui ratent de peu le seuil de publier un bénéfice malgré tout, n'est pas justifiable en 1992. Si les 23 à 24 entreprises, en surnombre au dessus du seuil du résultat nul, manipulent leur résultat pour dépasser le seuil, alors rien ne permet d'affirmer que le montant manipulé est faible.

Les mêmes calculs ont été réalisés chaque année sur notre échantillon. Les résultats sont les suivants :

Tableau 4 : Nombre total de sociétés françaises cotées irrégulièrement situées à gauche du seuil résultat nul de 1992 à 2004.

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Largeur correspondante	NS	0.012	NS	NS	NS	NS	0.06	0.02	0.026	0.061	0.009	NS	0.06
Nombre d'entreprises max	0	-11.73	0	0	0	0	-49.27	-24.15	-29.85	-55.12	-15.19	0	-40.57
Population annuelle	291	296	376	422	616	702	753	797	791	734	693	657	609
Surnombre relatif (par rapport à la pop. annuelle)	0.00%	-3.96%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	-6.54%	-3.03%	-3.77%	-7.51%	-2.19%	0.00%	-6.66%

Figure 15 : Représentation graphique du nombre total de sociétés françaises irrégulièrement situées à gauche du seuil résultat nul de 1992 à 2004

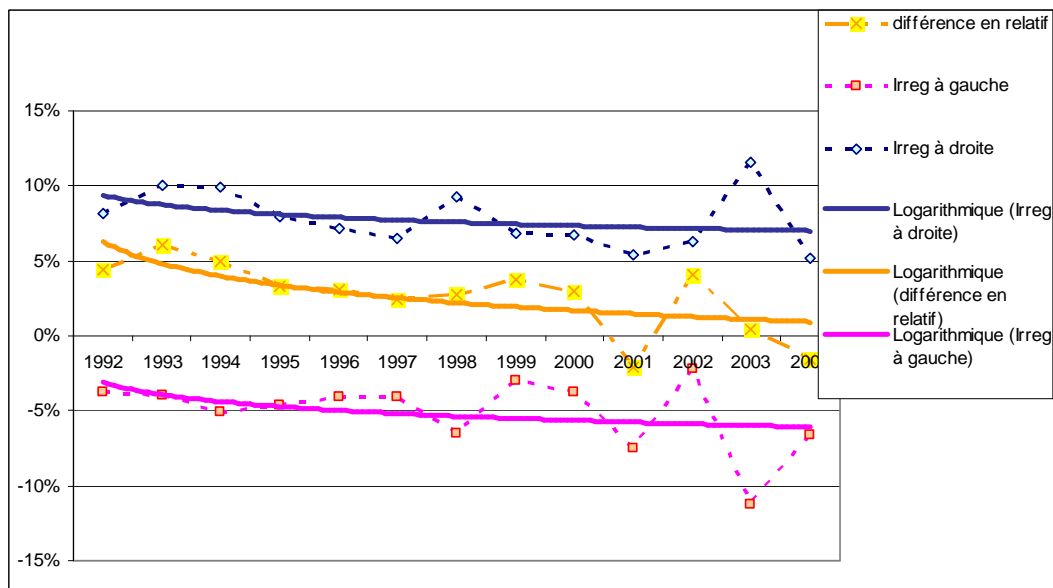


Les mesures des irrégularités à gauche du seuil font apparaître les constats suivants :

- (1) L'irrégularité à gauche du seuil est toujours négative, confirmant ainsi les résultats des études antérieures (les sociétés évitent de publier de petites pertes).
- (2) L'irrégularité à gauche du seuil n'est pas toujours significative (supérieure au seuil de 40%). Autrement dit, elle est généralement moins prononcée en « hauteur » que l'irrégularité à droite du seuil. Ce résultat confirme l'analyse visuelle qui peut être faite des distributions.
- (3) La proportion de sociétés « manquantes » parmi les sociétés publiant une faible perte est comprise chaque année entre 0 et 8% de la population. Cette proportion augmente au cours de la période étudiée.
- (4) À l'exception des années 2001 et 2004, le nombre de sociétés faiblement bénéficiaires « en trop » est toujours supérieur au nombre de sociétés faiblement déficitaires « manquantes ». Autrement dit, les résultats de notre étude montrent que la présomption de manipulation marginale pour éviter de publier une faible perte ne peut à elle seule expliquer la totalité de l'irrégularité constatée.

Les irrégularités à gauche sont représentées graphiquement sur la figure 16 sans tenir compte de leur significativité. Elles sont comparées au nombre total d'entreprises publiant irrégulièrement un faible bénéfice. Des courbes de tendance ont été ajoutées.

Figure 16 : Représentation graphique du nombre total de sociétés cotées françaises publiant irrégulièrement un faible bénéfice, et comparaison avec le nombre de sociétés manquantes parmi celles qui publient des pertes. Les courbes représentent les tendances (interpolation logarithmique).



La comparaison graphique de l'évolution du nombre d'entreprises irrégulièrement en surnombre à droite du seuil avec l'évolution du nombre d'entreprises manquantes à gauche du seuil permet de constater que, au cours de la période étudiée, la différence entre les deux irrégularités tend à diminuer. Autrement dit, si au début des années 1990 la présomption de manipulation marginale ne peut expliquer la présence irrégulière d'entreprises faiblement bénéficiaires, cette explication semble plus crédible à partir des années 2000. Plus précisément, un double phénomène est observé : (1) Le nombre d'entreprises publiant irrégulièrement un faible bénéfice, donc présumées manipulatrices, tend à diminuer durant la période étudiée. Par ailleurs, (2) le nombre d'entreprises faiblement déficitaires « manquantes » augmente durant la période. Autrement dit, si le nombre d'entreprises présumées manipulatrices tend à diminuer, les montants manipulés tendent eux-mêmes à diminuer.

4. RÉSULTATS DE L'ÉTUDE

La remise en cause de la présomption de manipulation marginale est un résultat original de la recherche, mais ce n'est pas le seul. Les apports de l'étude sont à la fois méthodologiques et managériaux.

Les apports méthodologiques sont nombreux. En proposant une démarche paramétrique de mesure des irrégularités de distribution des résultats publiés, l'étude ouvre de nouvelles perspectives de recherche sur le sujet de la gestion des résultats. Elle permet de revisiter les résultats des études précédentes et d'étudier de nouvelles dimensions encore jamais abordées. La méthode elle-même est sans doute perfectible et appelle de nouveaux développements techniques.

Les apports managériaux se lisent au travers des résultats empiriques. Il est ainsi intéressant de souligner que, en France, (1) l'évitement du résultat nul concerne 5 à 10% de la population des entreprises chaque année. (2) Cette proportion est relativement stable chaque année mais tend à diminuer depuis la fin des années 1990. (3) Les montants manipulés pour éviter le seuil sont en forte diminution depuis la fin des années 1990. Enfin, (4) l'étude montre que les sociétés ayant manipulé leurs comptes pour publier un faible bénéfice n'ont pas toutes effectué des manipulations marginales. Certaines peuvent effectuer des manipulations de grande ampleur, notamment pour éviter de publier de fortes pertes. La présomption de manipulation marginale pour éviter un seuil doit être désormais reconsidérée car elle ne peut expliquer la totalité des irrégularités observées.

En conclusion, l'étude enrichit la connaissance comptable en apportant des réponses à des questions d'actualité, et en ouvrant des perspectives nouvelles de recherche. Un regain d'intérêt s'est clairement manifesté autour du thème de la gestion du résultat suite aux scandales retentissants du début du millénaire, qui dépasse largement le seul univers des chercheurs académiques en comptabilité. Dans ce contexte, l'étude des manipulations comptables pour atteindre des seuils s'est largement développée depuis moins de 10 ans et génère des publications nombreuses dans les revues internationales. Ce courant de recherche est cependant discuté par certains auteurs qui remettent en cause l'existence même d'irrégularités de distribution du résultat (des limites méthodologiques seraient à l'origine des irrégularités observées) ou l'intérêt de la question (les manipulations, difficilement identifiables via les calculs d'accruals, sont supposées marginales).

L'étude apporte donc des réponses à ces doutes. Tout d'abord, en montrant que les montants des manipulations ne peuvent être considérés comme marginaux, elle montre l'intérêt de développer ce courant de recherche prometteur. Enfin, en montrant que les limites méthodologiques ne suffisent pas à remettre en cause l'existence des irrégularités, et en proposant un nouvel instrument d'étude, elle fournit aux chercheurs les moyens d'approfondir l'exploration des causes de la gestion du résultat pour atteindre des seuils.

BIBLIOGRAPHIE

- Basu S. (1997) "The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings." *Journal of Accounting & Economics*, 24 (1), 1997/12//, pp. 3
- Beaver W. H., McNichols M. F. et Nelson K. K. (2006) "An Alternative Interpretation of the Discontinuity in Earnings Distributions"
- Bisson B., Dumontier P. et Janin R. (2004) "Les entreprises non cotées manipulent-elles leurs résultats ?" *3ème colloque international : gouvernance et juricomptabilité*, Montréal
- Brown L. D. (2001) "A Temporal Analysis of Earnings Surprises: Profit versus Losses", *Journal of Accounting Research*, 39 pp. 221-241
- Brown L. D. et Caylor M. L. (2005) "A Temporal Analysis of Earnings Management Thresholds: Propensities and Valuation Consequences", *Accounting Review*, 80 (2), pp. 423-440
- Burgstahler D. et Dichev I. (1997) "Earnings management to avoid earnings decreases and losses." *Journal of Accounting & Economics*, 24 (1), 1997/12//, pp. 99
- Burgstahler D. C. et Eames M. J. (2003) "Earnings Management to Avoid Losses and Earnings Decrease: Are Analysts Fooled?" *Contemporary Accounting Research*, 20 (2), 2003///Summer, pp. 253-294
- Burgstahler D. C., Hail L. et Leuz C. (2006) "The Importance of Reporting Incentives: Earnings Management in European Private and Public Firms", *The Accounting Review*, October 2006, pp.
- Chalayer-Rouchon S., Degeorge F. et Le Nadant A.-L. (2001), *Faire de la recherche en comptabilité financière*, Vuibert, pp. 235-249
- Chen S., Lin B.-X., Wang Y. et Wu L. (2005) "Detecting the Frequency and Magnitude of Earnings Management ; A Parametric Model and Empirical Analysis"
- Coppens L. et Peek E. (2005) "An analysis of earnings management by European private firms", *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 14 pp. 1-17
- Das S. et Zhang H. (2003) "Rounding-up in reported EPS, behavioral thresholds, and earnings management", *Journal of Accounting and Economics*, 35 pp. 31-50
- Daske H., Gebhardt G. et McLeay S. (2003) "A comparative analysis of the distribution of earnings relative to targets in the European Union"
- Dechow P. M., Richardson S. A. et Tuna I. (2003) "Why Are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation." *Review of Accounting Studies*, 8 (2/3), 2003/06//Jun-Sep2003, pp. 355-384
- Degeorge F., Patel J. et Zeckhauser R. (1999) "Earnings Management to Exceed Thresholds", *The Journal of Business*, 72 (1), pp. 1-33
- Glaum M., Lichtblau K. et Lindemann J. (2004) "The Extent of Earnings Management in the US & Germany", *Journal of International Accounting Research*, 3 (2), pp. 45-77
- Holland D. et Ramsey A. (2003) "Do Australian companies manage earnings to meet simple earnings benchmarks ?" *Accounting and Finance*, 43 pp. 41-62
- Jeanjean T. (1999) "La théorie positive de la comptabilité : une revue des critiques", *Cahier 99-12 du CEREJ ; Université Paris - Dauphine*
- Jeanjean T. (2001) "Incitations et contraintes à la gestion du résultat", *Comptabilité Contrôle Audit*, 7 (1), 2001/03//, pp. 61-76
- Kasznik R. (1999) "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management", *Journal of Accounting Research*, 37 (1), pp. 57-81
- Leuz C., Nanda D. et Wysocki P. D. (2003) "Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison", *Journal of Financial Economics*, 69 pp. 505-527
- Mard Y. (2004) "Les sociétés françaises cotées gèrent-elles leurs chiffres comptables afin d'éviter les pertes et les baisses de résultats ?" *Comptabilité Contrôle Audit*, 10 (2), 2004/12//, pp. 73-98
- McNichols M. F. (2003) "Discussion of "Why are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation"", *Review of Accounting Studies*, 8 pp. 385-391
- Roychowdhury S. (2006) "Earnings management through real activities manipulation", *Journal of Accounting and Economics*, 42 pp. 335-370
- Vidal O. (2007) "La gestion du résultat pour atteindre des seuils", *Congrès de l'Association Francophone de Comptabilité*, Poitiers, France